

Black and White, anfängliche Antwortunsicherheit, Mover-Stayer, Third Force oder was? Ein paar weitere Überlegungen zu Jagodzinski's Analyse des Postmaterialismus Panels

Langeheine, Rolf

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Langeheine, R. (1987). Black and White, anfängliche Antwortunsicherheit, Mover-Stayer, Third Force oder was? Ein paar weitere Überlegungen zu Jagodzinski's Analyse des Postmaterialismus Panels. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 20, 44-55. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-205407>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.



Black & White, anfängliche Antwortunsicherheit,
Mover-Stayer, Third Force oder was?
Ein paar weitere Überlegungen zu Jagodzinski's Analyse
des Postmaterialismus Panels

von Rolf Langeheine

In der ZA-Information 19 hat JAGODZINSKI (1986) gezeigt, wie man die Zuverlässigkeit materialistischer und postmaterialistischer Antworten aus einem 3-Wellen Panel mit Hilfe von Modellen für nominalskalierte Daten beurteilen kann. Er benutzt dazu eine relativ anspruchslose statistische Schätzmethode (die OLS-Schätzung) und führt keine statistischen Tests zur Prüfung der von ihm untersuchten Modelle durch. Er begründet dies damit, daß die Fallzahl zu gering ist und die 3x3x3-Tabelle folglich zahlreiche Nullzellen enthält.

Ich möchte im folgenden zeigen, daß es dennoch angeraten ist, auf eine inzwischen gut etablierte anspruchsvollere Schätzmethode (die ML-Schätzung) zu bauen sowie statistische Tests auf Modellverträglichkeit (mittels Likelihood-Quotienten-Test) durchzuführen. Das dabei aufgrund der spezifischen Datenkonstellation auftauchende Problem zahlreicher Nullzellen - genauer: das Problem von niedrigen Erwartungswerten, insbesondere kleiner 1 - läßt sich auf zwei Arten berücksichtigen. Die eine Möglichkeit besteht darin, beobachtete Teststatistiken mit solchen zu vergleichen, die man aufgrund von Simulationen erhalten hat. Dieser Weg, den z.B. AITKIN, ANDERSON & HINDE (1981) gewählt haben, ist allerdings sehr aufwendig. Er soll daher hier nicht verfolgt werden. Die zweite Möglichkeit - sie wurde verschiedentlich von ANDERSEN (z.B. 1982, 1985, 1987) praktiziert - besteht darin, alle Zellen zusammenzufassen, die einen bestimmten Erwartungswert unterschreiten. Als Kriterium für diese Zusammenfassung wähle ich hier 1, da Zellen mit Erwartungswert kleiner 1 die resultierende Chi-Quadrat-Statistik für die Gesamttabelle besonders stark verzerren können (zu Details des Vorgehens s.u.).

In Tabelle 1 finden sich die beobachteten sowie die unter verschiedenen Modellen erwarteten Häufigkeiten (ich weise darauf hin, daß sich die Reihenfolge der Zellen/Antwortmuster/Konfigurationen von der JAGODZINSKI's unterscheidet). Auf das von JAGODZINSKI ebenfalls angepaßte Modell M1 gehe ich nicht weiter ein, da dies ein Modell ist, das



Tabelle 1: Postmaterialismus in der ALLBUS-Studie. Beobachtete und erwartete Häufigkeiten unter verschiedenen Modellen sowie Likelihood-Ratio-Testgrößen (L2) und Freiheitsgrade (df)

Zeitpunkt			Beobachtete Häufigkeiten	Erwartete Häufigkeiten unter Modell		
t_1	t_2	t_3		M2	M3	M4
1	1	1	24	24.	24.	23.94
2	1	1	5	1.81	5.	5.07
3	1	1	1	.45	.36	.29
1	2	1	3	1.81	1.45	3.04
2	2	1	9	7.25	5.82	9.15
3	2	1	0	1.81	1.45	1.51
1	3	1	0	.45	.36	.16
2	3	1	1	1.81	1.45	.72
3	3	1	1	.45	.36	.12
1	1	2	4	1.81	1.45	4.11
2	1	2	9	7.25	5.82	7.93
3	1	2	0	1.81	1.45	1.27
1	2	2	10	7.25	10.	8.66
2	2	2	38	38.	38.	39.35
3	2	2	8	7.25	8.	6.69
1	3	2	0	1.81	1.45	.69
2	3	2	3	7.25	5.82	3.28
3	3	2	1	1.81	1.45	1.02
1	1	3	0	.45	.36	.06
2	1	3	0	1.81	1.45	.28
3	1	3	0	.45	.36	.05
1	2	3	0	1.81	1.45	.32
2	2	3	4	7.25	5.82	2.61
3	2	3	4	1.81	1.45	4.66
1	3	3	0	.45	.36	.03
2	3	3	5	1.81	5.	5.61
3	3	3	22	22.	22.	21.39
L ² , df				42.45,23	31.81,19	13.81,12
Korrig. L ² , df				38.21,18	27.52,14	7.04,3

Anmerkungen: Die drei möglichen Kategorien für Materialisten, Mischtypen und Postmaterialisten werden hier mit 1 (MAT), 2 (MIX) und 3 (PMA) bezeichnet.



meines Wissens bisher nie als für Panel-Daten passend gezeigt wurde. Man kann den Grund bereits an den Daten sehen: die drei Zellen 111, 222 und 333 machen bereits 55% der Stichprobe aus. Ein pures Zufallsmodell braucht also nicht betrachtet zu werden.

Alle im folgenden untersuchten Modelle sind Spezialfälle des von GOODMAN (1974) vorgestellten allgemeinen Latent-Class-Modells (LCM; eine deutschsprachige Darstellung findet sich z.B. in LANGEHEINE, 1986). Die Testung erfolgte in jedem Fall mit dem Programm MLLSA (CLOGG, 1977). Zur Entscheidung über Annahme/Ablehnung eines Modells sowie für den Vergleich zweier Modelle verwende ich jeweils ein α von 0.05.

Das von JAGODZINSKI untersuchte und auch hier so bezeichnete Modell M2 entspricht dem Black & White Modell von CONVERSE (1964, 1970). Dieses Modell, das leider häufig mit dem Mover-Stayer Modell von BLUMEN, KOGAN & MCCARTHY (1955) verwechselt wird (so u.a. von DUNCAN, 1985 und TAYLOR, 1983), nimmt an, daß sich die Stichprobe in zwei Gruppen aufteilen läßt, die sich hinsichtlich ihres Antwortverhaltens über die Zeit scharf unterscheiden. In die eine Gruppe fallen solche Personen, deren Antwortverhalten über die Zeit völlig stabil ist. In der anderen Gruppe sind all jene Personen zu finden, die zu jedem Zeitpunkt völlig nach dem Zufallsprinzip antworten. Übersetzt man diese Überlegungen in ein LCM, so sind zur Testung via MLLSA 4 Klassen zu spezifizieren. Die Parameter dieses Modells finden sich in Tabelle 2, wobei die bedingten Wahrscheinlichkeiten ausnahmslos a priori auf die angegebenen Werte fixiert werden. In die Klasse 1 können also nur Personen fallen, die sich zu allen drei Zeitpunkten als Materialisten bezeichnet haben. In der Klasse 2 finden wir die stabilen Mischtypen und in Klasse 3 die stabilen Postmaterialisten. In der Terminologie von CONVERSE bilden diese zusammen die Gruppe mit zeitstabilem Antwortverhalten. Klasse 4, schließlich, enthält alle die Personen, von denen angenommen wird, daß sie nach dem Zufallsprinzip geantwortet haben, die Meinungslosen also. Normalerweise wären alle bedingten Wahrscheinlichkeiten in dieser Klasse als gleichwahrscheinlich zu spezifizieren. Daß hier je Zeitpunkt die Werte .1667, .6666, .1667 gewählt wurden, liegt lediglich daran, daß die Kategorie Mischtyp unter Zufallsbedingungen eine Wahrscheinlichkeit von 4/6 hat, während diese für die Kategorien Materialist und Postmaterialist jeweils 1/6 beträgt (vgl. JAGODZINSKI). Die erwarteten Häufigkeiten unter M2 (vgl. Tabelle 1) stimmen praktisch mit denen von



Tabelle 2: Parameter für das Modell M2

Zeitpunkt	Kategorie	Klasse			
		1	2	3	4
<u>Bedingte Wahrscheinlichkeiten</u>					
t_1	1	1	0	0	.1667
	2	0	1	0	.6666
	3	0	0	1	.1667
t_2	1	1	0	0	.1667
	2	0	1	0	.6666
	3	0	0	1	.1667
t_3	1	1	0	0	.1667
	2	0	1	0	.6666
	3	0	0	1	.1667
<u>Klassenanteile</u>					
		.155	.059	.142	.644

Anmerkung: Alle bedingten Wahrscheinlichkeiten sind a priori auf die angegebenen Werte fixiert (vgl. Text).

JAGODZINSKI überein. Auch hinsichtlich der erwarteten Gruppenstärken (Klassenanteile *N) sind die Resultate fast identisch. Daß nicht alle beobachteten stabilen Materialisten, Mischtypen bzw. Postmaterialisten den latenten Typen (Klassen) 1 bis 3 zugeordnet werden, liegt daran, daß es unter ersteren ja auch Personen geben kann, die diese Antwortsequenz rein per Zufall angeben. Diese werden daher den Meinungslosen (Klasse 4) zugeschlagen, da von diesem Typ angenommen wird, daß er alle ³³ Antwortmuster generiert. Der Modelltest zeigt nun aber, daß M2 nicht paßt: $L^2=42.45$, $df=23$ (vgl. Tabelle 1). Die Freiheitsgrade ergeben sich aus 27 (Zellen) -1 -3 (geschätzte Parameter, d.h. den nicht-redundanten Klassenanteilen). Wir sehen allerdings, daß es unter M2 6 erwartete Häufigkeiten kleiner 1 gibt. Diese und ebenso die entsprechenden beobachteten Häufigkeiten wurden also zu einer Gruppe zusammengefaßt, so daß die Berechnung



des korrigierten L^2 und der entsprechenden Freiheitsgrade auf 22 Zellen beruht. Das Ergebnis führt aber ebenfalls zur Ablehnung von M2.

Wir müssen also weniger restriktive Annahmen machen als unter M2. JAGODZINSKI zwingt daher unter M3 die Konfigurationen 211, 122, 322 und 233 nicht voll in die Zufallsgruppe, sondern erlaubt - und das ist eine analoge Formulierung - für die drei zeitstabilen Typen unter M3 bestimmte Antwortunsicherheiten zum Zeitpunkt t_1 : Unter den Materialisten dürfen auch Personen sein, die zu t_1 die Kategorie Mischtyp gewählt haben; bei dem Mischtyp dürfen sich Antworten sowohl in der Kategorie 1 als auch in der Kategorie 3 finden; und für Postmaterialisten ist ebenfalls die Kategorie Mischtyp zugelassen. Nach den Ausführungen von JAGODZINSKI ist dies ein theoretisch sehr plausibles Modell. Die entsprechenden Parameter für M3 sind in Tabelle 3 wiedergegeben.

In probabilistischer Terminologie lassen sich die Klassen 1, 2 und 3 immer noch als Materialisten, Mischtypen und Postmaterialisten bezeichnen, da auch zum Zeitpunkt t_1 die jeweils entsprechende Kategorie mit hoher Wahrscheinlichkeit herausragt. Aber immerhin finden wir unter den Materialisten und Postmaterialisten 13% bzw. 14% Personen, die sich in der ersten Welle als Mischtypen zu erkennen gegeben haben. Und bei dem Mischtyp beträgt der Anteil derjenigen, die sich den beiden Nachbarkategorien zugeordnet haben, rund 30%. Vergleicht man die Klassenanteile mit den erwarteten Gruppenstärken von JAGODZINSKI, so zeigen sich stärkere Diskrepanzen als unter M2. Im übrigen ergeben sich folgende Anteile für die Zeitstabilen:

Materialisten	$= .179 \cdot .870 = .156,$
Mischtyp	$= .139 \cdot .698 = .097,$
Postmaterialisten	$= .165 \cdot .859 = .142.$

Die Diskrepanz gilt ebenfalls für die erwarteten Häufigkeiten (vgl. Tabelle 1). Während hier alle Konfigurationen, die nicht ausschließlich unter den Zufallstyp gezwungen werden (also die Antwortmuster 111, 211, 122, 222, 322, 233 und 333), erwartungsgemäß perfekt angepaßt werden, trifft dies für JAGODZINSKI's Ergebnisse nicht zu. Hier zeigt sich also relativ deutlich eine Schwäche der "einfacheren" OLS-Schätzung.

Wie die Ergebnisse des Modelltests schließlich zeigen, ergibt sich unter M3 gegenüber M2 zwar eine signifikante Verbesserung ($L^2_{M2} - L^2_{M3} = 10.64$ unkorrigiert bzw. 10.69 korrigiert bei 23-19 bzw. 18-14=4 df) der An-

Tabelle 3: Parameter für das Modell M3

Zeitpunkt	Kategorie	Klasse			
		1	2	3	4
<u>Bedingte Wahrscheinlichkeiten</u>					
t_1	1	.870	.198	0	.1667
	2	.130	.698	.141	.6666
	3	0	.104	.859	.1667
t_2	1	1	0	0	.1667
	2	0	1	0	.6666
	3	0	0	1	.1667
t_3	1	1	0	0	.1667
	2	0	1	0	.6666
	3	0	0	1	.1667
<u>Klassenanteile</u>					
		.179	.139	.165	.517

Anmerkung: Alle bedingten Wahrscheinlichkeiten von 0 oder 1 sowie alle in Klasse 4 sind a priori fixiert.

passung, aber auch dieses Modell kann aufgrund beider Teststatistiken nicht angenommen werden.

Was tun? Eine Möglichkeit bei der Suche nach einem mit den Daten kongruenten Modell besteht darin, rein explorativ vorzugehen. Man könnte z.B. solche Zellen, für die die Anpassung unter M3 besonders schlecht ist, sukzessive von der exklusiven Zuordnung zu der Zufallsgruppe befreien. Unter theoretischen Gesichtspunkten wäre dies allerdings ein wenig wünschenswertes Vorgehen. Ich möchte deshalb im folgenden drei Modelle betrachten, denen bestimmte theoretische Überlegungen zugrunde liegen.



Wenn das Modell M2 nicht mit den Daten verträglich ist, so kann das u.a. daran liegen, daß die Annahme, eine Gruppe antworte pur nach Zufall, nicht zutrifft. Anstatt die Parameter der Klasse 4 unter M2 zu fixieren, könnte man diese also frei variieren lassen. Dies entspricht einer bestimmten Version des Mover-Stayer Modells von BLUMEN et al. (1955). Die Klassen 1 bis 3 zusammen bilden dann die Gruppe der (stabilen) Stayer, und in Klasse 4 finden wir die Mover. Da dieses Modell ebenfalls nicht paßt (L^2 bzw. korrigiertes L^2 beträgt 38.29 bzw. 34.30 bei 17 bzw. 12 df), soll darauf nicht weiter eingegangen werden.

Im folgenden Modell versuche ich es mit einem Vorschlag von CONVERSE (1964). Für den Fall, daß die Daten vom Black & White Modell abweichen, erwägt CONVERSE das Vorhandensein einer dritten Kraft ("third force") von Personen. Das sind solche Personen, für die eine Meinungsänderung von Zeitpunkt zu Zeitpunkt als zutreffend (echt) angenommen wird. Das entsprechende LCM ist somit hinsichtlich der Klassen 1-4 identisch mit dem Modell M2, enthält aber für die "third force" eine zusätzliche, fünfte Klasse, deren Parameter keinen Restriktionen unterliegen. Mit diesem Modell, das also Aspekte des Black & White Modells wie des Mover-Stayer Modells kombiniert, kommen wir jedoch auch nicht zum Ziel (L^2 bzw. korrigiertes L^2 betragen 30.28 bzw. 26.12 bei 18 bzw. 13 df. Hinweis: Wir haben 2 Freiheitsgrade mehr als erwartet, da 2 bedingte Wahrscheinlichkeiten in Klasse 5 den Grenzwert Null annehmen). Ich verzichte deshalb ebenfalls auf die Wiedergabe der Parameter dieses Modells.

Aus allen bisher betrachteten Modellen kann man nun wenigstens eine Schlußfolgerung ziehen: Die Annahmen hinsichtlich der Gruppen der Zeitstabilen und der Meinungslosen sind offenbar zu restriktiv. Mit Modell M4 möchte ich daher eine eigentlich naheliegende Erweiterung von JAGODZINSKI's M3 vorschlagen. M4 läßt Antwortunsicherheit für alle Typen zu allen Zeitpunkten zu, mit zwei Restriktionen: Materialisten ordnen sich nie der Postmaterialismus-Kategorie zu und vice versa (diese Restriktionen gelten schon unter M3). Antwortunsicherheit in dem entsprechenden 3-Klassen Modell ist also nichts anderes als Meßfehler in der Terminologie von DAYTON & MACREADY (1983). Tabelle 1 enthält die unter M4 erwarteten Häufigkeiten und Teststatistiken. Wir haben also endlich ein Modell, das mit den Daten in Einklang steht, und wollen daher die Parameter dieses Modells (vgl. Tabelle 4) etwas genauer betrachten.



Tabelle 4: Parameter für das Modell M4

Zeitpunkt	Kategorie	Klasse		
		1	2	3
<u>Bedingte Wahrscheinlichkeiten</u>				
t_1	1	.876	.157	0
	2	.124	.722	.204
	3	0	.121	.796
t_2	1	.956	.152	0
	2	.044	.785	.171
	3	0	.063	.829
t_3	1	.906	.181	0
	2	.094	.789	.022
	3	0	.030	.978
<u>Klassenanteile</u>				
		.204	.578	.218

Anmerkung: Bedingte Wahrscheinlichkeiten von 0 sind a priori fixiert.

Wie die bedingten Wahrscheinlichkeiten zeigen, befinden sich in Klasse 1 die Materialisten (mit 20% der Stichprobe), in Klasse 2 die Mischtypen (58%) und in Klasse 3 die Postmaterialisten (22%). In allen Klassen und zu allen Zeitpunkten ist die bedingte Wahrscheinlichkeit für die entsprechende Klasse kennzeichnende Referenzkategorie die weitaus höchste. Neben der Beurteilung der Meßfehler im Detail kann nun eine generellere Betrachtung unter zwei Gesichtspunkten erfolgen.

1.) Zeitpunkte: Die geschätzte Gesamtfehlerrate je Zeitpunkt ergibt sich als gewichtete Summe der bedingten Wahrscheinlichkeiten:

$$t_1 = .204(.124) + .578(.157 + .121) + .218(.204) = .230$$

$$t_2 = .204(.044) + .578(.152 + .063) + .218(.171) = .170$$

$$t_3 = .204(.094) + .578(.181 + .030) + .218(.022) = .146$$



Wir sehen also, daß der Meßfehler zum Zeitpunkt t_1 tatsächlich (wie von JAGODZINSKI vermutet) am größten ist und dann um 6% bzw. 2.4% abnimmt.

2.) Klassen: In jeder Klasse läßt sich die Wahrscheinlichkeit eines bestimmten Fehlers als gewichtetes Mittel der bedingten Wahrscheinlichkeiten bestimmen:

p (Fehlertyp in der ..Klasse)

Mischtyp	MA	Materialisten	$= .204(.124+.044+.094)/3 = .018$
	MI		$= .578(.157+.152+.181)/3 = .094$
PostMaterialisten	MI		$= .578(.121+.063+.030)/3 = .041$
	PM		$= .218(.204+.171+.022)/3 = .029$

Insgesamt gesehen finden wir somit die geringsten Fehler in der Klasse der Materialisten, gefolgt von den Postmaterialisten, sowie den Mischtypen. Addiert man nun diese 4 Wahrscheinlichkeiten, so ergibt sich .182 (dieser Wert ist identisch mit dem Mittel der Fehlerraten für die Zeitpunkte). Es zeigt sich also, daß das Instrument keineswegs so unrealiabel ist wie es die Analysen von JAGODZINSKI vermuten lassen. Natürlich kumulieren sich die Meßfehler (allerdings nicht einfach additiv) über die Zeit. Die Dinge sehen daher etwas anders aus, wenn wir nur die Zeitstabilen betrachten. Das sind $MA = .204*.876*.956*.906 = .155$, $MI = .578*.722*.785*.789 = .258$, $PM = .218*.796*.829*.978 = .141$, also insgesamt 55.4%. Der Rest (44.6%) sind Meßfehler, wobei es gleichgültig ist, ob sich eine Person nur zu einem, zu zwei oder zu allen drei Zeitpunkten einer Fehlerkategorie zugeordnet hat.

Da das Modell M4 mit den Daten verträglich ist, läßt sich schließlich überlegen, ob durch den einen oder anderen Satz von Restriktionen eine Vereinfachung dieses Modells (mit dem Ziel von einer geringeren Zahl zu schätzender Parameter) möglich ist. Die Ergebnisse von M4 legen zumindest die 3 folgenden 3-Klassen Modelle nahe (es werden grundsätzlich alle Null-Restriktionen für die bedingten Wahrscheinlichkeiten unter M4 beibehalten; aus Platzgründen verzichte ich auf die Wiedergabe der erwarteten Häufigkeiten wie der Modellparameter).

M5: Da die Meßfehler für die Klasse der Materialisten wie die der Postmaterialisten unter M4 im Vergleich zur Klasse der Mischtypen relativ



gering sind, wird ein Modell spezifiziert, das für die beiden ersteren Typen Stabilität wie unter M2 annimmt, für den Mischtyp dagegen Meßfehler wie unter M4 zuläßt. Wir können dieses Modell jedoch ausschließen ($L^2=38.82, 18$ df, korrigiertes $L^2=29.92, 12$ df). Wir müssen also auch für die Materialisten und Postmaterialisten Meßfehler berücksichtigen.

M6: Zwar hat Modell M4 gezeigt, daß die Meßfehler über die Zeit abnehmen, doch scheint der Unterschied zwischen den Zeitpunkten gering zu sein. M6 fordert daher identische Fehlerraten innerhalb jeder Klasse für alle Zeitpunkte. Somit sind 8 Parameter weniger zu schätzen als unter M4. Dieses Modell (es nimmt an, daß das Instrument zu jedem Zeitpunkt dasselbe mißt) ist sowohl mit den Daten verträglich ($L^2=21.24$ bei 20 df und korrigiertes $L^2=8.42$ bei 9 df) als auch nicht signifikant schlechter als M4.

M7: Unter diesem Modell wird gegenüber M4 für alle Zeitpunkte, alle Klassen und alle Fehlerkategorien eine einzige, einheitliche Fehlerrate angenommen. Es sind daher lediglich 3 nicht-redundante Parameter zu schätzen: eine bedingte Wahrscheinlichkeit für die Fehlerrate (hier mit .114 geschätzt) und zwei Klassenanteile. Auch dieses, zumindest hinsichtlich der Parameterzahl sehr restriktive Modell ist mit den Daten verträglich ($L^2=25.63$, df = 23, korrigiertes $L^2=12.99$, df = 12) und führt zu keiner signifikanten Verschlechterung der Anpassung gegenüber M4. Nach diesem Modell ist also die Gesamtfehlerrate ebenfalls identisch für alle Zeitpunkte, während sie für die Klassen der Materialisten und Postmaterialisten aufgrund der Gewichtung mit den (leicht unterschiedlichen) Klassenanteilen (kaum merklich) differiert.

Trotz der formalen Möglichkeit, M6 oder sogar M7 zu akzeptieren, favorisiere ich aus folgenden Gründen das Modell M4: Erstens erzählt M4 die ganze Geschichte über die Daten etwas differenzierter, und zweitens führen M6 und M7 substantiell zu keinen anderen Schlußfolgerungen als M4.

Alle bisher betrachteten Modelle haben nun leider einen Nachteil: Die Zugehörigkeit zu einer latenten Klasse wird als konstant über die Zeit angenommen, d.h. "real change" von einer Klasse in eine andere ist nicht möglich. Wollte man also sowohl Meßfehler als auch "real change" schätzen, so müßte man auf ein latentes Markov Ketten Modell zurückgreifen. Ein solches Modell wurde erstmals von WIGGINS (1955, vgl. auch WIGGINS, 1973 sowie LAZARSFELD & HENRY, 1968) vorgestellt. Zufriedenstellende Schätzalgo-



rithmen für dieses Modell bieten allerdings erst POULSEN (1982) oder BYE & SCHECHTER (1986). Wir brauchen dieses Modell hier allerdings nicht zu betrachten, da M6 ein Spezialfall davon ist. Denn M6 ist nichts anderes als ein stationäres LCM (d.h. von Zeitpunkt zu Zeitpunkt gibt es keinen Wandel), das identisch ist mit einem latenten Markov Ketten Modell, dessen Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten (von Klasse zu Klasse) gleich der Einheitsmatrix ist.

Schließlich ist anzumerken, daß sich das hier teilweise eingeschlagene explorative Vorgehen zwar in guter Gesellschaft mit der in der Literatur anzutreffenden Praxis befindet, daß aber zur Testung rivalisierender Hypothesen/Modelle neue Daten notwendig sind. Diese Testung könnte dann durch Latent-Class-Modelle durchgeführt werden, die die simultane Analyse mehrerer Gruppen = Datensätze (vgl. LANGEHEINE, 1987) erlauben.

Literaturverzeichnis

- AITKIN, M., ANDERSON, D. & HINDE, J.: Statistical modelling of data on teaching styles. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 1981, 144, 419-461.
- ANDERSEN, E.B.: Latent trait models and ability parameter estimation. *Applied Psychological Measurement*, 1982, 6, 445-461.
- ANDERSEN, E.B.: Estimating latent correlations between repeated testings. *Psychometrika*, 1985, 50, 3-16.
- ANDERSEN, E.B.: Comparison of latent structure models. Erscheint in R. LANGEHEINE & J. ROST (Eds.): *Latent trait and latent class models*. New York: Plenum, 1987.
- BLUMEN, I.M., KOGAN, M. & McCARTHY, P.J.: *The industrial mobility of labor as a probability process*. Ithaca: Cornell University Press, 1955.
- BYE, B.V. & SCHECHTER, E.S.: A latent Markov model approach to the estimation of response errors in multivariate panel data. *Journal of the American Statistical Association*, 1986, 81, 375-380.
- CLOGG, C.C.: *Unrestricted and restricted maximum likelihood latent structure analysis: A manual for users*. Working paper 1977-09. University Park: Population Issues Research Center, 1977.
- CONVERSE, P.E.: The nature of belief Systems in mass publics. In D.E. APTER (Ed.): *Ideology and discontent*. New York: The Free Press, 1964.



- CONVERSE, P.E.: Attitudes and non-attitudes: continuation of a dialog. In R. TUFTE (Ed.): The quantitative analysis of social problems. Reading: Addison-Wesley, 1970.
- DAYTON, CM. & MACREADY, G.B.: Latent structure analysis of repeated classifications with dichotomous data. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 1983, 36, 189-201.
- DUNCAN, O.D.: Some models of response uncertainty for panel analysis. Social Science Research, 1985, 14, 126-141.
- GOODMAN, L.A.: The analysis of Systems of qualitative variables when some of the variables are unobservable. Part I - a modified latent structure approach. American Journal of Sociology, 1974, 79, 1179-1259.
- JAGODZINSKI, W.: Black & White statt LISREL? Wie groß ist der Anteil von "Zufallsantworten" beim Postmaterialismusindex? ZA-Information 19, 1986, 30-51.
- LANGEHEINE, R.: Log-lineare Modelle. In J. van KOOLWIJK & M. WIEKENMAYSER (Hrsg.): Techniken der empirischen Sozialforschung, Bd. 8 Kausalanalyse. München: Oldenbourg, 1986.
- LANGEHEINE, R.: New developments in latent class theory. Erscheint in R. LANGEHEINE & J. ROST (Eds.): Latent trait and latent class models. New York: Plenum, 1987.
- LAZARSFELD, P.F. & HENRY, N.W.: Latent structure analysis. Boston: Houghton Mifflin, 1968.
- POULSEN, C.S.: Latent structure analysis with choice modeling applications. (Doctoral Dissertation). Aarhus: Aarhus School of Business Administration and Economics, 1982.
- TAYLOR, M.C.: The black-and-white model of attitude stability: A latent class examination of opinion and nonopinion in the american public. American Journal of Sociology, 1983, 89, 373-401.
- WIGGINS, L.M.: Mathematical models for the analysis of multiwave panels. (Doctoral Dissertation). New York: Columbia University, 1955.
- WIGGINS, L.M.: Panel analysis. Amsterdam: Elsevier, 1973.

Dr. Rolf Langeheine
IPN an der Universität Kiel
Olshausenstr. 62
2300 Kiel 1